

在协整分析中如何处理截距和趋势

赵 华 潘长风

(厦门大学计划统计系)

【摘要】 协整分析是经济时间序列分析中用到的重要工具, 本文指出了国内进行协整分析时存在的不足, 进而从理论和实证的角度, 阐述了协整分析中处理截距和趋势的方法。

关键词 协整 向量自回归 截距 趋势

中图分类号 F224.0

文献标识码 A

国内关于协整理论的一些著作都没有给出在协整分析中如何处理截距和趋势的方法, 大多数人通过 EViews 软件进行协整分析仅仅根据其缺省选项 (选项 3) 进行, 许多经济时间数据不具有选项 3 的性质, 如果不经过调整就进行分析是不合理的, 得出的结论常常会出现谬误。因此本文从理论上介绍在协整方程中如何处理截距和趋势, 并通过实证分析得出结论。

一、自回归模型

1. 单变量自回归模型

考虑单变量时间序列 y_t , $t = 1, 2, \dots, n$, 公式如下:

$$y_t - \mu - \delta t = \varphi_1 (y_{t-1} - \mu - \delta(t-1)) + \varepsilon_t \quad (1)$$

这里 ε_t 服从白噪声过程, μ 和 δ 分别表示截距和趋势。

分两种情况分析。当 $|\varphi_1| < 1$ 时, y_t 是趋势平稳过程。如果 μ 和 δ 非零, y_t 主要由 $\mu + \delta t$ 决定, 这是因为, 如果在 y_n 预测 y_{n+h} , 当 h 足够大时, $y_{n+h} = \mu + \delta(n+h)$, 如果 $\delta = 0$, 长期预测值等于 μ 。当 $\varphi_1 = 1$ 时, 模型简化为:

$$y_t = \delta + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

对方程 (2) 递归替代, 结果可化为方程 (3)

$$y_t = y_0 + \delta t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (3)$$

这里 y_0 是样本初始值, $\sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ 称为随机趋势。在方程 (3) 中 y_t 的长期预测值是 $y_0 + \delta t$ 。可以看出, 虽然方程 (2) 没有明显包括确定的趋势, 但是非零漂移项 δ 意味着长期预测是截距和趋势的函数。

把方程 (1) 的长期预测 (包括 $|\varphi_1| < 1$ 和 $\varphi_1 = 1$ 两种情况) 和漂移项 ($\varphi_1 = 1$ 时) 分隔开来, 可以得到:

$$\Delta y_t = \delta + \rho(y_{t-1} - \mu - \delta(t-1)) + \varepsilon_t \quad (4)$$

这里 Δ 定义为 $(1-L)$, L 是滞后算子, $\rho = \varphi_1 - 1$ 。

重新考虑上述两种情况。当 $\rho = 0$ 时, 表明 y_t 具有包含漂移 δ 的随机趋势; 当 $\rho < 0$ 时, 方程是单变量均衡修正方程, y_t 是包含显著因子 $\mu + \delta t$ 的稳定一阶自回归序列。

方程 (1) 的另一个版本较容易检验 $\varphi_1 = 1$, 即

$$\Delta y_t = \mu^* + \delta^* + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 $\mu^* = (1 - \varphi_1)\mu + \varphi_1\delta$, $\delta^* = (1 - \varphi_1)\delta t$ 。

从方程 (5) 可以看出, 即使在 $\varphi_1 = 1$ 的零假设下, 方程中也包括确定性趋势变量。在这里, 检验 $\varphi_1 = 1$ 是通过检验 $\delta^* = 0$ 进行的。然而, $\delta^* = 0$ 表明, 在实施检验之前已经强加于 $\varphi_1 = 1$ 或 $\delta = 0$, $\varphi_1 = 1$ 是我们检验的, $\delta = 0$ 表明数据没有趋势。如果数据确实存在趋势, 后者的假设就不合理。因此, 在实施检验时, 比较合理的处理方式就是在方程 (5) 中包括趋势项, 那么检验 $\delta^* = 0$ 就相当于检验 $\varphi_1 = 1$ 。

2. 多变量自回归模型

考虑 VAR(1) 模型

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Y_t 是 $m \times 1$ 矩阵, 包含 $y_{1,t}$ 到 $y_{m,t}$, e_t 是 $m \times 1$ 向量白噪声序列。为了研究的方便, 对方程 (6) 变形为:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

这里, $\Pi = \Phi_1 - I_m$, 矩阵 Π 包含 Y_t 中 m 个元素间协整关系的信息。在协整分析中, 方程 (8) 是比较常见的

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

这里 α 和 β 是 $m \times r$ 列满秩矩阵。矩阵 β 刻画了 r 个独立的协整关系, 矩阵 α 则反映这些协整关系对 ΔY_t 各分量的影响, 整个式子描述了向量 Y_t 的动态调整过程。根据 Engle 和 Granger (1987) 以及 Johansen (1995) 的研究, 当 $0 < r < m$ 时, 表明 m 个变量之间具有 r 个协整关系。

协整分析的目的在于确定变量之间协整关系的个数, 需要通过 Johansen (1988) 形成的最大似然协整检验法检验矩阵 Π 的秩, 对于方程 (8) 来说, 相当于计算 ΔY_t 和 Y_{t-1} 之间的典型相关系数。通过计算得出特征值 $\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_m$ 和相应的特征向量 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_m$ 。矩阵 Π 的检验是计算似然比 (LR) 检验统计量 Q , $Q = -n \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \hat{\lambda}_i)$, 该检验零假设是至多有 r 个协整关系, EViews 软件根据 Johansen 理论给出了多变量的协整关系检验。

值得注意的是, 方程 (8) 中假设 m 个时间序列没有趋势, 协整关系 $\beta' Y_t$ 有零均衡值。然而, 这对于大多数经济时间序列来说, 不是合理的假设。下面结合 EViews 软

件讨论方程(8)两种最有用的扩展。

二、两种有用的协整分析模型

1. m 个时间序列中并不包含趋势项

对许多经济时间序列数据来说,对方程(8)中协整关系 $\beta'Y_t$ 施加一个限制,具有不等于零的显著因子,这是非常合理的。因此,比较合理的作法是把方程(8)扩展为:

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta'Y_{t-1} - \mu_1) + e_t \quad (9)$$

为了计算LR统计量,需要计算典型相关系数,然后根据LR统计量确定协整关系的个数。在EViews软件中,这是协整分析中的选项2。

2. 部分或全部 m 个时间序列包含趋势项

当序列包含趋势项时,考虑方程(4)的多变量版本

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta'Y_{t-1} - \mu_1 - \delta_1 t) + e_t \quad (10)$$

通过上文单变量的分析,将其原理推广到多变量的情形,易于知道,该模型并不限制 $\mu_0 = 0$,允许单个时间序列具有趋势,这时协整关系的均衡值是 $\mu_1 + \delta_1 t$ 。在特殊情况, δ_1 中的所有参数可以等于零,但比较合理的方法是事先并不假定。这种情况相应于EViews软件中选项4。

EViews软件协整分析的选项3(EViews软件的缺省设定)是在模型(10)中假定 $\delta_1 = 0$,意味着对于 m 个时间序列来说,其长期均衡值不包括确定性趋势。从方程(2)的分析中可以知道,如果方程具有非零漂移项,那么长期均衡应该包括截距和趋势。由于模型(10)中并不限定 $\mu_0 = 0$,因此,假定 $\delta_1 = 0$ 是一种不合理的假定。所以,对于大多数时间序列的协整分析来说,利用EViews软件的缺省设定直接进行分析是不正确的。

当考虑二次趋势检验矩阵 Π 的秩时,对模型(10)的一个自然扩展是

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \delta_0 t + \alpha(\beta'Y_{t-1} - \mu_1 - \delta_1 t - \delta_2 t^2) + e_t \quad (11)$$

在EViews中,该模型出现在协整分析的选项5,但是具有这种特征的经济时间序列在实际中比较少见。

三、实证分析

考察上海股市与深圳股市,它们受到共同的政治经济影响,例如,两市的交易制度都经历了从T+0到T+1再到涨跌停板时期的转换过程,呈现出同涨同跌、相互影响、相互作用的联动特征。为了考察它们之间的长期均衡特征,对于沪深股市进行协整分析。这里选择上证综指和深证成指的月收盘价分别代表两市大盘的走势特征,时间跨度从1996年1月至2003年6月,并对指数做了对数化处理。通过分析上证综指和深证成指具有一阶单整过程,在此基础上利用EViews软件协整分析4个主要选项,见表1。

通过分析,从选项2和选项4的结果可以看出,在0.05的显著性水平拒绝没有协整向量的假设,接受至多一个协整向量的假设,所以有理由认为沪深股市具有一种长期均衡关系,短期不会偏离太大,符合中国股市的现实,沪深股市在共同的宏观经济背景下,相互影响,共同波动。但是,在选项3和选项5的结果中,在0.05的显著性水平拒绝至多有一个协整向量,也就是说至少要有两个协整关系,在上文的分析中我们知

道, $r < m = 2$, 说明在 EViews 软件协整分析中选项 3 和选项 5 的分析结果是不正确的。

表 1 上证综指和深证成指在 VAR 下的分析结果

	特征值	似然率	5%临界值	协整向量数目
选项 2	0.39	48.21	19.96	没有*
	0.05	4.80	9.24	至多一个
选项 3	0.39	46.72	15.41	没有*
	0.05	4.09	3.76	至多一个*
选项 4	0.40	50.55	25.32	没有*
	0.07	5.90	12.25	至多一个
选项 5	0.35	42.86	18.17	没有*
	0.06	4.93	3.74	至多一个*

注: *表示在 0.05 的水平上显著。

因此, 在大多数时间序列中, 对于协整关系的检验仅仅有两种比较常见的情况, 即如果在 VAR 模型中没有出现非零漂移项(截距), 协整方程中可以不包含趋势, 仅仅具有截距作为显著因子; 如果 VAR 模型出现非零漂移项, 协整方程应该包含截距和趋势, 分别相当于 EViews 软件协整分析下面的选项 2 和选项 4。如果仅仅根据 EViews 软件的默认选项进行协整分析, 往往会得出不正确的结论。但是, 这并不是说, 与 EViews 软件的其他三个选项相关的模型不存在, 只是对于大多数经济数据来说, 只有两种比较重要的情况, 其他几种情况比较少见。

参考文献

- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.(1987) Co-integration and error-correction: represent, estimation and testing, *Econometrica*, 55, P251~P276.
- Doornik, J.A., Hendry, D.F. and Nielsen, B.(1998) Inference in cointegrating models:UK M1 revisited, *Journal of Economic Surveys*, 12, P533~P572.
- Johansen, s.(1994) The role of the constant and linear terms in integration analysis of nonstationary variables, *Econometric Reviews*, 13, P205~P229.
- Nielsen, B. and Rahbek, A.(2000) Similarity issues in cointegration analysis, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, P5~P22.
- Johansen, S.(1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S.(1988) Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, P231~P254.

(责任编辑: 彭 战)